Nagy Péter Tibor

Az iskolai mobilitás vizsgálatához*

A szakirodalomban felhasználatlan egy alapvető forrás: ez a népszámlálások (1960, 1970, 1980) azon statisztikája, amely azt mutatja, hogy a különféle foglalkozási főcsoportokhoz tartozó férfiak eltartottjai között hány általános iskolás, középiskolás, illetve felsőfokú intézeti hallgató van. Ez a manipulálhatatlan forrás új eredményeket hoz. A hagyományos mobilitási felméréseket – ha azt nézzük, kik küldik gyerekeiket közép- és felsőfokú iskolákba – más, az eddigiektől eltérő módon kell olvasni. A meglepő eredmény szerint az érettségivel nem rendelkező apák gyerekeinek a régi számítás szerint 27%-a, az új számítás szerint viszont már 37%-a szerzett (legalább) érettségit a szocializmus évtizedeiben.

I.

Mindig is ismert tény volt, hogy a magasabb társadalmi csoportokba vezető iskolákban (mármint amióta a magasabb pozíciókhoz nem elegendő a születési előjog) a társadalmilag előnyösebb helyzetű szülők gyerekei felülreprezentáltak, s amióta statisztika van, ez empirikusan is kimutatható. Liskó Ilona sokat dolgozott azon, hogy pontos számadatokkal bemutassa, hogy az előnyösebb helyzetű szülők nagyobb eséllyel taníttatják tovább gyerekeiket, s fordítva, a tovább tanulók között társadalmi arányszámuknál magasabb az előnyösebb helyzetűek aránya. Minthogy e jelenség mindig és mindenhol megfigyelhető, az oktatási rendszerek és társadalmaik megítélésében nem a jelenség meglétét érdemes konstatálni és „összehasonlítani", hanem a mértékét. Talán azzal tehetünk legtöbbet e jelenség kutatásáért, ha rámutatunk néhány mérés- és értelmezés-módszertani problémára.

Jelen írásunkban arra vállalkozunk, hogy megvizsgáljuk: a kétféle – azaz az iskolás gyerekek szüleinek összetételéről, illetve a reprezentatív minta szüleinek összetételéről szóló – megközelítés nem hordoz-e egy sajátos szemléleti csapdát.

Oktatáskutatóként nemcsak azt kellene mérni, hogy mit jelent az iskola az adott tanulónépesség mobilitási esélyei szempontjából, hanem azt is, hogy mit jelent a szülők generációja szempontjából, vagyis milyen eséllyel és hova küldheti egy szülőgeneráció (annak egy rétege) a gyerekeit, hogyan tekint(het) ilyen szempontból az iskola intézményrendszerére.

A mindenkori iskolastatisztika például a középiskolások szüleiről szól, de nem arról, hogy egy adott nemzedékhez tartozó szülőknek mennyire vannak középiskolás gyerekeik.

Ebben a tanulmányban elsőként egy gyakorlatilag sosem használt forráshoz, a népszámlálások *eltartottsági statisztikáihoz* nyúlunk.

* A Liskó Ilona-emlékkonferencián elhangzott előadás szerkesztett változata (Károlyi Palota, Budapest, 2008. november 20.).

1. TÁBLÁZAT: Az 1960-as népszámlálás eltartottsági adatai (%)

		Általános iskola	Közép-iskola	Felső-iskola	Közép-iskola, ha az általános iskolát alapnak tekintjük	Felső-iskola, ha az általános iskolát alapnak tekintjük
Lányok						
Ipar	Fizikai	14,38	11,72	5,05	0,81	0,35
	Szellemi	2,43	5,79	3,88	2,38	1,60
	Önálló segítője	1,16	2,17	1,02	1,87	0,88
Mezőgaz-dasági	Fizikai	9,82	4,64	2,58	0,47	0,26
	Szöv. segítő	0,04	0,02	0,01	0,62	0,40
	Szellemi	0,74	1,25	0,74	1,69	1,00
	Önálló	5,78	3,69	2,37	0,64	0,41
	Önálló segítője	0,17	0,06	0,02	0,34	0,13
	Kisegítő gazd.-ban segítő	0,01	0,00	0,00	0,22	0,00
Egyéb	Fizikai	9,67	10,66	6,18	1,10	0,64
	Szellemi	4,43	12,95	13,00	2,92	2,94
	Önálló, segítője	0,34	0,50	0,25	1,47	0,72
Lányok összesen		48,97	53,45	35,11	1,09	0,72
Fiúk						
Ipar	Fizikai	14,90	9,49	8,88	0,64	0,60
	Szellemi	2,52	5,44	6,49	2,16	2,58
	Önálló segítője	1,19	1,71	1,76	1,44	1,48
Mezőgaz-dasági	Fizikai	10,26	3,79	5,80	0,37	0,57
	Szöv. segítő	0,04	0,01	0,00	0,32	0,08
	Szellemi	0,76	1,23	1,33	1,62	1,76
	Önálló	6,04	3,15	5,75	0,52	0,95
	Önálló segítője	0,17	0,08	0,05	0,44	0,27
	Kisegítő gazd.-ban segítő	0,01	0,01	0,01	0,47	0,55
Egyéb	Fizikai	10,16	8,80	13,44	0,87	1,32
	Szellemi	4,62	12,46	20,95	2,70	4,54
	Önálló segítője	0,35	0,38	0,43	1,08	1,22
Fiúk összesen		51,03	46,55	64,89	0,91	1,27
N		1 328 808	146 586	28 020		

Az 1980-as népszámlálás 36. k. 381. old. alapján

Az általános iskolába járók oszlopában látható, hogyan oszlanak meg a gyerekek eltartói az egyes társadalmi csoportokban. Itt az eltartott fiúk és eltartott lányok társadalmi összetétele nagyjából megegyezik. Például az általános iskolába járók között 14,38% az olyan lány, akit ipari szférában dolgozó fizikai foglalkozású apa tart el, s 14,90% olyan fiú, akit iparban dolgozó fizikai foglalkozású apa tart el. Már e két adat is sokkal közelebb van egymáshoz, mint amit bármilyen – érdekkötött – szociológiai felméréstől vagy iskolastatisztikai felméréstől remélni lehet, de ha bekalkuláljuk, hogy a fiúk és a lányok nem pontosan 50%-os arányban vannak jelen az általános iskolában, ez a szám tovább pontosodik: azaz a lányok 29,37%-a, fiúk 29,21%-a jött ilyen családokból.

A középiskolás továbbtanulás százalékszámai akkor egyeznének meg pontosan ezekkel a számokkal, ha sem a tanulók neme, sem a társadalmi háttere nem befolyásolná a továbbtanulást, tehát minél nagyobb a százalékszámok hányadosa, annál inkább felülreprezentált egy társadalmi csoport a középiskolában. Jól látható, hogy a legnagyobb, majdnem háromszoros felülreprezentációt a tercier szektorban foglalkoztatott szellemiek lánygyermekei mutatják, ezt követi a tercier szektoros fiúk felülrepzentációja, de még az ipari szférás szellemiek gyermekei is több mint kétszeresen felülrepzentáltak. Egyébként még az „osztályidegen" kisiparosok lányainak és fiainak is kétszer akkora az esélyük, hogy középiskolába menjenek, mint az ipari munkások gyermekeinek. Az agráriumból jöttek pedig rendkívül alulreprezentáltak, de közülük is jobb az önállóak, mint a mezőgazdasági fizikaiak helyzete.

A felsőoktatási esélyek szempontjából immár sokkal jobb az értelmiségi fiúk helyzete: négy és félszeres felülrepzentációjuktól elmarad a hasonló társadalmi helyzetű lányok háromszoros repezentációja. Az ipari szellemi körökből származó fiúk felülrepzentációja is lényegesen meghaladja a hasonló körökből jövő lányokét.

Nem árt ismételten hangsúlyozni, hogy ezt az adatot 1960-ban, azaz *a származási kvóta eltörlése előtt mérték*. Nyugodtan kijelenthetjük tehát, hogy a származási kvóták ellenére a szellemi foglalkozásúak gyerekei sokkal nagyobb eséllyel jutottak középiskolába, egyetemre, sőt még a politikailag kifejezetten diszpreferált önállók helyzete is jobb volt, mint a szférabeli fizikaiaké.

Ha az 1. *táblázatot* összehasonlítjuk az 1980-ban megfigyelt eltartottsági adatokkal, azonnal kitűnik, hogy a nagyjából hasonló nagyságrendű ipari fizikai csoport javított lányai relatív helyzetén – az ipari szellemiek és ipari önállók előnye jelentősen csökkent –, amit az ipari szellemi népesség tömegesedésével magyarázhatunk is, de az önállóak aránya és előnye is csökkent. Az agrárfizikaiak részaránya változatlan maradt, de hátrányuk jelentősen csökkent, ahogy a jócskán lecsökkent önállóak helyzete is javult. Érdemes lenne a három évtized eltartottsági számait végigkísérni (1990-re már nem közölt ilyet a népszámlálás), de most egy másik megközelítés felé kell fordulnunk.

II.

Ha egy minta tükrözi az iskolázottsági összetételt, reprezentatívnak mondjuk, s ha ebben egy iskolázottsági csoport tagjaitól megkérdezzük, honnan jöttek, rájuk nézve a felvétel reprezentatív lesz. Arról azonban nem kapunk képet, hogy mit jelentett ugyanez az iskolázásról döntést hozó szülők szempontjából: az eredeti mintatagok szüleinek ugyanis nem egyenletes az esélyük arra, hogy „bekerüljenek a másodlagos mintába" (magyarán: beszámoljon róluk valaki). Hiszen annak, akinek egyetlen gyereke volt, pontosan feleakkora az esélye, hogy valaki éppen az ő szokásairól, az ő iskolázottságáról, az ő foglalkozásáról számoljon be, mint annak, akinek két gyereke volt. (Egy reprezentatív felvétel kétszer akkora valószínűséggel éri el az utóbbi személy valamelyik gyerekét.) Vagyis: minél több gyereke van valakinek, annál nagyobb eséllyel számol be éppen róla valaki.

Mindebből az is következik, hogy még ha az az állítás *igaz* is, hogy egy adott iskolatípusba járó diákok *x* arányban érkeztek diplomás családból, az már nem igaz (pedig ez ugyanannak a kereszttáblának a másik adata), hogy a diplomás szülők *y* százalékban küldik gyerekeiket egy meghatározott iskolatípusba. A tanulókon keresztül „megtalált" diplomás szülők ugyanis nem reprezentálják a diplomás szülőket, tekintve, hogy az egygyerekesek erősen felülreprezentáltak a körükben.

Jól ismert, hogy a komplett mobilitásvizsgálatokban (legalábbis amelyek az ISA-paradigmát követik) mind a belépési, mind a kilépési mobilitást közvetlenül az adatfelvétel során felvett személyek felől szokták vizsgálni (Connor 1979; Erikson–Goldhorpe 1992; Featherman–Jones–Hauser 1975; Lipset–Bendix 1959; Luijkx–Róbert–de Graaf–Ganzeboom 1995). Azaz a *belépési* mobilitás esetében a szokásos módszerekkel reprezentatív adatfelvételt végeznek, majd az iskolázottsági vagy foglalkozási csoportokra vizsgálják meg az apák és az anyák iskolázottsági és foglalkozási összetételét, hogy kimondhassák, honnan, milyen szélességű út vezet egy meghatározott társadalmi csoportba. A *kilépési* mobilitást a megkérdezett személyek gyermekeinek iskolázottsági/foglalkozási helyzete segítségével definiálják, azaz megvizsgálják, hogy a felvett személyekből képzett csoportok hová, milyen valószínűséggel küldhették gyermekeiket.

Erre a vizsgálatra csak a komplett mobilitásvizsgálatok során van lehetőség. Például ilyen volt nálunk a Róbert Péter vezette 1992-es TÁRKI-mobilitásvizsgálat vagy a Kulcsár Rózsa vezette 1983-s KSH-vizsgálat, amelyekből tulajdonképpen három, sőt négy generációról rendelkezünk adatokkal. Ez a módszer kétségtelenül megfelelő, de van két rendkívül komoly hátránya.

Az egyik, hogy természetesen csak az *éppen élő* emberekkel kapcsolatban szolgáltathat adatokat. Egy idősebb nemzedék élő tagjai viszont *nem reprezentálják* generációjuk egészének belépési mobilitását, hiszen a generáció eredeti (fiatal felnőttkori) összetételéhez képest felülreprezentáltak benne az iskolázottak és a tehetősebbek. A fiatalabb nemzedék tagjai pedig annak függvényében tűnhetnek a társadalmi mobilitás szempontjából előnyösebb vagy kevésbé előnyös kibocsátó csoportnak, hogy későn vagy korán vállaltak-e gyereket. Hiszen aki későn vállalt, annak gyermeke semmiképpen nem érhetett *még* el magasabb

iskolázottsági-jövedelmi státuszt, tehát épp a hosszabb tanulmányi idő miatt a későbbi gyerekvállaló csoportokat torzítja kibocsátási szempontból „lefelé" vagy legalábbis a „még nem tudjuk" csoportja felé.

A másik komoly hátrány, hogy nem alkalmas valódi történeti vizsgálatra, hiszen a százszázhúsz évvel ezelőtt született csoportok kibocsátási mobilitását semmiképpen sem mérhetjük ezzel a módszerrel.

Ráadásul az ilyen – tulajdonképpen két irányba tekintő – mobilitásvizsgálatnál sokkal gyakoribbak azok a felvételek, amelyek csak egy irányba tekintenek, csak a megkérdezettek szüleinek foglalkozását, iskolázottságát tudakolják. Ilyenek továbbá a történetileg rendelkezésre álló adatbázisok, például az iskolai anyakönyvek, az 1945 előtti budapesti és országos statisztikai évkönyvek vagy az 1930-as népszámlálás is (Andorka 1982).

Szükségesnek látszik tehát, hogy az oktatásszociológiai és kétgenerációs mobilitásvizsgálatok szülőadatai alapján vizsgáljuk a kilépési mobilitást. Ennek akadálya viszont, hogy a szülőkre nem reprezentatív, míg a gyerekekre reprezentatív a felvétel.

Ahhoz, hogy a szülőkre mégis valamennyire reprezentatív legyen állításunk, adatbázisunkat a kilépési mobilitás vizsgálatához súlyozni kell, mégpedig gyerekszámuk reciprokával. Ez a szám úgy számítható ki, hogy WEIGHT = 1/(a megkérdezett testvéreinek száma+1).

Így az egygyermekes apák egyszeres szorzóval, a kétgyermekesek 0,5-ös szorzóval, a háromgyermekesek 0,33-as szorzóval, a négygyermekesek pedig 0,25-ös szorzóval kerülhetnek beszámításra.

Ez a belátás tulajdonképpen átalakítja a társadalmi mobilitásról szóló elemzési módszert is: nem egyetlen kereszttábla kétirányú százalékszámaival mutatjuk be a kilépési és belépési mobilitást.[1] Ha azt kérdezzük, hogy a jelenlegi diplomások milyen arányban *származnak nem érettségizett apáktól*, akkor – ahogy eddig is – a súlyozatlan mintát kell használnunk (hiszen a mai diplomásokra nézve a minta reprezentatív), ha viszont azt kérdezzük, hogy a korabeli érettségizetlen férfiak között milyen arányban találunk olyanokat, akiknek a gyerekéből diplomás „vált", akkor a súlyozott mintát kell használnunk.

III.

A fenti gondolatmenet helyességét elvileg belátva két feladat adódott. Az egyik feladat a hipotézis tesztelése *legalább* egy-két konkrét és ellenőrizhető példán, a másik annak vizsgálata, hogy meglévő eredményeinket érdemes-e ennek függvényében újraszámolni.

1 A profi mobilitáskutatók nemcsak tudják, de kurzusaikon tanítják is, hogy a szülőkre már nem reprezentatív a minta. Ennek ellenére a kereszttábla ilyen irányú használatának „tilalma" nincs jelen a szakmai közvéleményben. Az általam mintavétellel megvizsgált (lektorált folyóiratban megjelenő, tudományosan minősített szakemberek által írt) angol és magyar nyelvű oktatásszociológiai közlemények nagyobbik része vagy kétirányú százalékszámokat tartalmaz, vagy nyelvi fordulattal utal rá, hogy kilépési mobilitásra is megfelelőnek tekinti az adatait. Az előadás szövege több ponton megegyezik a Módszertani megfontolások az iskolai mobilitás vizsgálatához című cikkemmel. *Szociológiai Szemle*, 2007. 3–4. sz., 82.

Ha hipotézisünk igaz, akkor a „súlyozott apák" egy konkrét születési csoportjának iskolai végzettsége közelebb fog állni a valósághoz, mint a „súlyozatlan apák" iskolai végzettsége.

A hipotézis igazolása érdekében keresnünk kell egy olyan adatbázist, amely a megkérdezett személyek vonatkozásában a legfőbb szocioökonómiai mutatók szerint széles körben elismerten reprezentatív, s szerepel benne (1) a megkérdezett neme; (2) a megkérdezett iskolázottsága; (3) a megkérdezett születési éve; (4) a megkérdezett szüleinek iskolázottsága; (5) a megkérdezett szüleinek pontos születési éve. Előfeltétel volt, hogy a szülők iskolázottságát ugyanolyan (vagy ugyanolyanná tehető) skála mutassa, mint a megkérdezettek iskolázottságát.

A teszthez elsőként a Róbert Péter-féle 1992-es 3000-es elemszámú TÁRKI-s mobilitáskutatást[2] használjuk fel. A nemek, a születési évek, az apák és anyák születési évei alapján *négy változót* hozunk létre.

- Az egyik változó értékeit úgy határozzuk meg, hogy az 1900–1909, 1910–1919 és 1920–1929 között stb. született megkérdezett *férfiakból* hozunk létre csoportokat.
- A másik változó értékeit úgy határozzuk meg, hogy az 1900–1909, 1910–1919 és 1920–1929 között stb. született *apákból* hozunk létre csoportokat.
- A harmadik változó értékeit úgy határozzuk meg, hogy az 1900–1909, 1910–1919 és 1920–1929 között stb. született megkérdezett *nőkből* hozunk létre csoportokat.
- A negyedik változó értékeit úgy határozzuk meg, hogy az 1900–1909, 1910–1919 és 1920–1929 között stb. született *anyákból* hozunk létre csoportokat.[3]

Természetesen a második és a negyedik változó – a néhány ismeretlen esetet nem számítva – szinte minden sorban tartalmaz értékeket, az első és a negyedik változó viszont csak az adatbázis nemileg megfelelő részénél rendelkezik értékekkel.[4]

Ezután az első és a harmadik változót kereszttáblába állítjuk a megkérdezett iskolai végzettségével, így minden évtized szülötteire nézve százalékszámokat nyerünk, melyek a férfiakra és a nőkre külön-külön mutatják az iskolai végzettséget. Mivel az adatbázist a *megkérdezettekre nézve* reprezentatívnak ismertük el, mostantól ezt tekintjük az adott születési csoportra nézve érvényes „valóságnak".

Ezután a második változót kereszttáblába állítjuk az *apa* iskolai végzettségével, majd a negyedik változót az *anya* iskolai végzettségével. Százalékszámokat kapunk, melyek rendre eltérnek az előző – férfiakra és nőkre számolt – százalékszámoktól. Az eltérés oka egyes

2 Társadalomkutatási Informatikai Egyesülés – TDATA-C80: TÁRKI Mobilitás 1992. A magyarországi népesség rétegződése és társadalmi mobilitása. Kutatásvezető Róbert Péter.

3 Megjegyzendő, hogy nem négy, hanem nyolc változót készítettünk. A második négy változó az első négyet átfedő (öt évvel elcsúsztatott) korcsoportokat hozott létre. A vizsgálatot mindkét korcsoportbeosztás segítségével elvégeztük, de minthogy az eltérések lényegtelennek bizonyultak, csak az egyiket fogjuk közölni.

4 Igen fontos, hogy nemcsak a férfiak apáit kell számba vennünk. Ugyanis társadalmicsoport-specifikus, hogy kik azok, akik, ha elsőnek fiuk születik, megelégednek egy gyerekkel, ha viszont elsőre (s esetleg másodikra, harmadikra is) lány, akkor második vagy akár harmadik, negyedik gyereket is vállalnak abban a reményben, hogy „továbbvigye a család nevét". Ez a torzító hatás kivédhető, ha a korcsoporthoz tartozó „férfiakkal" valóban a nők és férfiak korcsoporthoz tartozó apáit hasonlítjuk össze.

születési csoportok esetében nemcsak a gyermekszám különbözőségében keresendő, hiszen például az 1900–1909 között született megkérdezett férfiak – tekintettel arra, hogy a 80-90 évet természetesen társadalmicsoport-specifikusan, tehát iskolázottságspecifikusan élik meg az emberek – teljesen más összetételt kell hogy mutassanak, mint az 1900–1909 között született apák, hiszen az ő gyerekeik – akik visszaemlékeznek rájuk – az adatfelvétel pillanatában még csak középkorúak, tehát nincs szisztematikus torzulás velük kapcsolatban. A másik végponton nyilván nagyon kicsi lesz azoknak az apáknak a száma, akik 1954 után születtek, hiszen az ő gyerekeik éppen csak elérhették azt a 18 évet, ami az 1992-s adatfelvételbe való belépéshez szükségeltetett.

Az 1940-es években születetteknél azonban nem játszanak szerepet ezek a szempontok. Erre a csoportra érdemes koncentrálnunk a tesztet. További torzító faktor, hogy a századfordulón született apák vonatkozásában bizonyos iskolai végzettségek, például szakközépiskola, szakmunkásképző, semmiképpen nem létezhettek, de a gyermeki emlékezet – nyilván analógiásan – e kategóriákba is számos apát sorolt. Ezért az eredményeket úgy vonjuk össze, hogy a felsőfokú végzettségűek arányát, illetve az érettségivel és felsőfokú végzettséggel rendelkezők arányát lássuk.

Ezt követően az egész adatbázist megsúlyozzuk a gyerekszám reciprokának segítségével kialakított súllyal,[5] és ismét elvégezzük az előző lépést.

2. TÁBLÁZAT: A „férfiak" és az „apák" iskolai végzettsége a TÁRKI adatbázisa szerint (%)

	8 általános vagy kevesebb	Szakmunkás-képző	Középiskola	Felsőfok
1940–1949 között született férfiak	25,60	33,10	24,00	17,30
1940–1949 között született apák	29,30	35,00	20,30	15,30
1940–1949 között született apák – súlyozva	25,10	33,60	24,10	17,20

A „valóságot" jelentő *férfi* megkérdezettjeink és a súlyozatlan, ugyanabban az évtizedben született *apák* iskolai végzettsége között nem kevesebb mint 2%-nyi különbséget találunk. Minthogy a „valóságban" e csoportban 17,3%-os felsőfokú végzettséggel számolhatunk, ez

5 Technikai részletkérdés, hogy a gyerekszám reciprokos súlyozás következtében megváltozott a vizsgált apák abszolút száma. Ha ezt el akarjuk kerülni, akkor a súlyozatlan és súlyozott apaszám hányadosával megszorozzuk a gyerekszám-reciprokot, ez érdemben nem változtatja meg a súlyozás hatását, de visszaállítja az eredeti abszolút apaszámot.

a 2%-os hiba 1,131-szoros torzítást jelent: 17,3/15,3 = 1,1307.[6] Amikor azonban a súlyozott számokat vesszük szemügyre, mindössze 0,1%-nyi különbséget találunk, azaz alig 1,006-szoros torzításra leltünk: *17,3/17,2 = 1,0058 (2. táblázat)*.

Másképpen fogalmazva: a súlyozás eredményeképpen e korcsoportnál a valódiról elhanyagolhatóra esett vissza a valóságban megfigyelt és az apaként megidézett emberek iskolai végzettsége közötti különbség.

Ha az érettségivel vagy diplomával rendelkező csoportot együtt vizsgáljuk, ez a „valóságban" 41,3%-ot, az első számítás szerinti apáknál 35,6%-ot, a „súlyozott apáknál" viszont hasonlóképpen 41,3%-ot tesz ki. Tehát itt még inkább megmutatkozik módszerünk sikere, mert az eredetileg 1,160-szoros torzítás a hihetetlen 1,000-szeres, azaz teljes egybeeséssé változott át.

Másik kontrollmintánk a *Társadalmi mobilitás Magyarországon 1983* című kutatásból származik.[7] Itt is ugyanazokat a változókat hozzuk létre, és ugyanazokat a számításokat végezzük el. A súly kialakításánál fokozottan figyelembe kell venni, hogy az eredeti adatbázis csak súlyozott formában reprezentálja a lakosságot, így az új súly az eredeti súly és a gyerekszám reciprokának szorzata lesz. Minthogy ez egy tíz évvel korábbi felvétel, az ideálisan megvizsgálható csoport az 1930-as években születetteké.

3. TÁBLÁZAT: A „férfiak" és az „apák" iskolai végzettsége a KSH adatbázisa szerint (%)

	Középiskolánál alacsonyabb	Középiskola	Felsőfok
1930–1939 között született férfiak	74,5	14,5	10,9
1930–1939 között született apák	79,8	11,4	8,8
1930–1939 között született apák súlyozva	77,4	12,4	10,2

Az előbbi számítást ismételten elvégezve megvizsgáljuk, milyen arányban felsőfokú végzettségűek a harmincas években született férfiak (2321 fős alminta) és az ugyanabban az évtizedben született apák (3679 fős alminta). Kitűnik, hogy a súlyozatlan apák megfelelő adata 2%-kal alacsonyabb, mint a férfiaké, s így (ha ismét csak a „férfiakat" fogadjuk el valóságnak) a megfigyelt apák adata 1,25-szörösen torzít. Ha azonban a súlyozást elvégezzük, a különbség alig 0,7% lesz, s így a torzítás 1,07-re csökken, tehát elhanyagolhatóvá válik. A közép- és felsőfok összevont értékeit tekintve pedig 1,26-szorosról, 1,13-szorosra csökkent a torzító hatás. Itt a különbség kevésbé látványos, de a súlyozás itt is érdemben javított a helyzeten *(3. táblázat)*.

6 Természetesen a „százalékszámok hányadosa" mindig kockázatos szám, hiszen a kategória alacsony telítettsége (0-hoz közeli százalékszám) esetén kicsiny különbségek óriásira nőhetnek, magas telítettség (100% közeli szám) esetén pedig jelentős különbségek is lényegtelennek tűnhetnek.

7 Az adatgyűjtemény egyedi TÁRKI-azonosítója: TDATA-A39; kutatásvezető: Kulcsár Rózsa, Központi Statisztikai Hivatal Társadalomstatisztikai Főosztály.

Hipotézisünk igaznak bizonyult: a súlyozás révén közelebb kerültünk a közvetve megfigyelt apák társadalmi valóságához, mint súlyozás nélkül.

Második hipotézisünk szerint a súlyozás érdemi különbséget jelent majd minden olyan számításnál, amely az apák és anyák nemzedéke felől indítva kilépési mobilitást akar számolni. Térjünk vissza az 1992-es TÁRKI-mobilitásvizsgálathoz!

4. TÁBLÁZAT: A felsőfokú végzettséggel nem rendelkező apák gyermekeinek iskolai végzettsége a TÁRKI adatbázisa alapján

	N	Súlyozatlan %	Súlyozott %
Nem járt	18	0,7	0,4
Kevesebb 8 általánosnál	410	15,8	11,9
8 általános	631	24,3	21,7
Szakmunkásképző	731	28,2	28,3
Középiskola	565	21,7	26,4
Felsőfokú	240	9,3	11,3
Összesen	2595	100	100

A régi számítási mód szerint a diplomával *nem rendelkező* apák gyermekeinek 9,3%-a lett diplomás, az új számítási mód szerint 11,3%-a. Tehát 1,22-szer nagyobb – másképpen fogalmazva 2%-kal nagyobb – a diplomásrétegbe irányuló mobilitás, mint eredetileg gondoltuk (*4. táblázat*).

Hasonló módon kiszámítottuk, hogy *az érettségivel nem rendelkező apák gyermekeinek a régi számítás szerint 27%-a, az új számítás szerint viszont már 37%-a szerzett (legalább) érettségit.* A gyermeküket a szocialista korszakban beiskolázókra (1940 után születettekre) szűkítve a bázist, *a régi számításnál az érettségivel nem rendelkező férfiak 35%-a, az új számítás szerint viszont 42%-a tudta legalább érettségihez juttatni gyermekét.* A középiskolai végzettség felé irányuló kilépési mobilitás tehát 1,37-szer, a fiatalabb nemzedéknél 1,2-szer nagyobb, mint gondoltuk. A gyerekszám a régebbi nemzedékeknél nagyobb, az újabbaknál kisebb arányban torzít.

Annak megítélése, hogy mikor következett be ez a mobilitás, már csak úgy lehetséges, ha a megkérdezett érettségi- vagy diplomaszerzési éve rendelkezésre áll: ennek (meg némiképp a levelező és esti érettségik arányának) alapján dönthető majd el, hogy a gyerekkori tanulmányoknak köszönhetően már a Horthy-korszakban ténylegesen megtörténik-e a „kilépés", vagy a szocialista korszakban lezajlott intragenerációs mobilitásnak, felnőttkori tanulásnak köszönhető-e ez a magasabb szám. A szocializmuskori magasabb kilépési mobilitás azonban – legalábbis a tény, hogy a korszakon belül történt a mobilitás, akár inter- akár intragenerációsan – vitathatatlannak tűnik.

Az új számítás – nem meglepő módon – azt is mutatja, hogy az egygyermekes családból származókra a nagyobb mobilitás a jellemző. Azaz a többgyermekesség csökkenti a kilépési mobilitási valószínűséget: már csak azért is, mert a gyermekszám nem egyszerűen

társadalmi-, iskolázottságicsoport-specifikus, hanem társadalmi csoporton belül is a születésszabályozás, a tudatosabb élettervezés s a modernitás jelzőszáma (természetesen csak statisztikailag s csak nagy átlagban) valószínűsíti azt, hogy a gyerek iskolázását szorgalmazzák a szülők. Nyilvánvaló az is, hogy minél magasabb a gyermekszám, annál kevesebb tőkét tud a család egy-egy gyerek iskolázásába fektetni, illetve annál kevésbé tud a gyerek korai pénzkereső aktivitásáról lemondani.

Az új számítás eredményeinek értékeléséhez másféle számítások is szükségesek lennének, például széleloszlás, loglineáris modellek, mintavételi hiba megváltozásának kiszámítása – de mindezek (melyet nálam statisztikailag avatottabb szakember végezhet csak el) vélhetőleg nem változtatják meg azt a tényt, hogy jelentős eltolódás várható a mobilitás mértékében.

E számítás – minthogy megváltoztatja az adatokat – vélelmezhetően nemcsak a magyarországi mobilitásról szóló vitákhoz, hanem az egyes társadalmak összehasonlításához is érdemben szól hozzá (CONNOR 1979, CSÁKÓ 2002, ERIKSON–GOLDHORPE 1992, FEATHERMAN–JONES–HAUSER 1975, LISKÓ 2003, RÓBERT 2000, SZELÉNYI 1996, RUUD–RÓBERT–DE GRAAF–GANZEBOOM 1995). Természetesen nem zárható ki, hogy elvégezve mindezen nemzetközi vizsgálatokra a kilépési mobilitás átszázalékolását, a mobilitás mindenütt egyenletesen növekedne, tehát az országok, modellek közötti sorrend nem változna.

HIVATKOZOTT IRODALOM

ANDOR MIHÁLY (2002): Diplomás szülők gyerekei. *Educatio*, 2. sz.

Az 1980. évi népszámlálás 36. k. KSH, Budapest, 1984.

ANDORKA RUDOLF (1982): *A társadalmi mobilitás változásai Magyarországon*. Gondolat Kiadó, Budapest.

CONNOR, W. D. (1979): *Socialism, Politics and Equality*. Columbia, UP, New York.

CSÁKÓ MIHÁLY (2002): ...és a doktor úr gyereke? *Educatio*, 2. sz.

ERIKSON, R. – GOLDHORPE, J. H. (1992): *The constant flux*. Clarendon Press, Oxford.

FEATHERMAN, D. L. – JONES, F. L. – HAUSER, R. M. (1975): *Assumptions in the social mobility research in the US*. Social Science Research, No 4. 329–360.

LIPSET, S. M. – BENDIX, R. (1959): *Social Mobility in industrial society*. Heinemann, London.

LISKÓ ILONA (2003): Továbbtanulási ambíciók és esélyek. *Educatio*, 2. sz.

LUIJKX, RUUD – RÓBERT PETER – PAUL M. DE GRAAF – HARRY B. G. GANZEBOOM (1995): A származástól a teljesítményig: a státuszmegszerzés folyamata Magyarországon. *Szociológia*, 4. sz.

RÓBERT PÉTER (1986): *Származás és mobilitás*. MSZMP KB Társadalomtudományi Intézet, Budapest.

RÓBERT PÉTER (2000): Bővülő felsőoktatás: ki jut be? *Educatio*, 1. sz.

SZELÉNYI IVÁN (1996): A posztkommunista társadalom szerkezetének változásai. *Magyar Tudomány*, 4. sz. 385–402.